

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**INVESTIGAÇÃO SOBRE QUEBRA ESTRUTURAL  
NA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BACEN APÓS  
MUDANÇA NA SUA GESTÃO EM 2011**

RICARDO JOSÉ DA COSTA SILVA BORGES

Matrícula nº: 110028441

ORIENTADOR: Prof. José Luis Oreiro

JUNHO 2014

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**INVESTIGAÇÃO SOBRE QUEBRA ESTRUTURAL  
NA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BACEN APÓS  
MUDANÇA NA SUA GESTÃO EM 2011**

---

RICARDO JOSÉ DA COSTA SILVA BORGES

Matrícula nº: 110028441

ORIENTADOR: Prof. José Luis Oreiro

JUNHO 2014

*As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade do autor.*

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a Deus, a minha família e ao orientador por me darem suporte na elaboração deste trabalho.

## **RESUMO**

O presente trabalho buscou alcançar evidências empíricas de que houve mudanças de regime na definição da taxa básica de juros no Brasil, após a saída de Henrique Meirelles da presidência do Banco Central do Brasil e a posse do atual presidente da instituição, Alexandre Tombini em janeiro de 2011. O estudo se baseou na regra de Taylor, que foi estimada para o caso brasileiro, considerando a taxa de câmbio como um dos fatores observados pelos tomadores de decisão da taxa SELIC. Concluiu-se que não houve uma quebra estrutural na função de reação e que, portanto, não houve comprovação empírica de que a autoridade monetária não estava atuando de maneira estritamente técnica na maneira de conduzir a Política Monetária.

## **SÍMBOLOS, ABREVIATURAS, SIGLAS E CONVENÇÕES**

COPOM	Comitê de Política Monetária
CMN	Conselho Monetário Nacional
SELIC	Sistema de Liquidação e Custódia
Bacen	Banco Central do Brasil
Fed	Federal Reserve (Banco Central dos EUA)
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo

# ÍNDICE

<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>9</b>
<b>CAPÍTULO I – A REGRA DE TAYLOR .....</b>	<b>12</b>
I.1 – REGRA DE TAYLOR ORIGINAL .....	12
I.2 – REGRA DE TAYLOR PARA O CASO BRASILEIRO .....	15
<b>CAPÍTULO II – ESTIMANDO A REGRA DE TAYLOR PARA O CASO BRASILEIRO .....</b>	<b>19</b>
II.1 – O MODELO .....	19
II.2 – ANÁLISE DOS DADOS EM SÉRIES DE TEMPO .....	23
II.2.1 - ESTACIONARIEDADE .....	23
II.2.2 – AUTOCORRELAÇÃO .....	25
<b>CAPÍTULO III – TESTANDO A OCORRÊNCIA DE QUEBRA ESTRUTURAL APÓS JANEIRO DE 2011.....</b>	<b>31</b>
III.1 – O DEBATE APÓS 2011 .....	31
III.2 – O TESTE DE CHOW .....	33
<b>CAPÍTULO IV – CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>36</b>
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>37</b>

## ÍNDICE DE GRÁFICOS

<b>GRÁFICO 1. SELIC META (%).....</b>	<b>17</b>
<b>GRÁFICO 2. SELIC EFETIVA.....</b>	<b>21</b>
<b>GRÁFICO 3. VARIAÇÃO ANUALIZADA DO IPCA .....</b>	<b>21</b>
<b>GRÁFICO 4. HIATO DO PRODUTO.....</b>	<b>22</b>
<b>GRÁFICO 5. VARIAÇÃO CAMBIAL (FINAL DE PERÍODO).....</b>	<b>22</b>
<b>GRÁFICO 6. IPCA X SELIC REAL EFETIVA .....</b>	<b>32</b>



## INTRODUÇÃO

Desde junho de 1999, o Brasil segue um tripé na sua política macroeconômica: regime de metas de inflação; superávit primário; câmbio flutuante. O regime de metas de inflação, estabelecido pelo Decreto nº 3.088 de 21 de junho de 1999, busca a estabilidade de preços utilizando-se de instrumentos de política monetária. A negociação de títulos do Tesouro Nacional pela autoridade monetária no mercado aberto, operação chamada de *Open-Market*, é o principal instrumento de política monetária e tem como finalidade determinar a taxa básica de juros da economia (taxa SELIC).

Esse regime, que faz parte do Novo Consenso de Política Monetária, foi implantado quando a economia brasileira sofreu forte desvalorização de sua moeda, após ter abandonado o modelo de âncora cambial no início de 1999. O decreto presidencial que implantou a sistemática do regime de metas de inflação estabeleceu, também, que cabe ao CMN fixar as metas e os respectivos intervalos de tolerância, sendo competência do Banco Central o cumprimento delas.

O Banco Central (Bacen) é uma autarquia federal vinculada ao Ministério da Fazenda o qual possui uma diretoria colegiada que, além de outras atribuições, define uma meta para a taxa SELIC, a fim de que o nível de preços não ultrapasse os limites estabelecidos anteriormente pelo CMN.

De lá para cá, tivemos distintos presidentes no Bacen e o Brasil sempre apresentou níveis elevados em sua taxa básica de juros. No entanto, o atual presidente da autoridade monetária, Alexandre Tombini, reduziu a taxa básica de juros a patamares nunca antes vivenciados (até 7,25% a.a.) em meados de 2013. A redução da taxa real de juros, como consequência de uma redução da taxa SELIC, poderia estimular alguns setores da economia, principalmente da indústria. Esse resultado poderia ser obtido através de algumas formas, dentre elas: 1) transferência de capital do mercado financeiro para economia real; 2) aumento da competitividade da indústria, ou seja, com

a taxa real de juros menor que a praticada anteriormente, amplia-se o mercado interno e externo atingido pela produção doméstica (uma redução da taxa de juros tende a uma depreciação da taxa de câmbio, tornando a produção doméstica mais competitiva em relação a seus substitutos internacionais); e, 3) incentivo a uma redução na taxa de financiamento praticada pelos bancos, fato que facilitaria acesso a crédito e alavancaria novos investimentos. No entanto, para que esse movimento de redução de juros se tornasse permanente alguns aspectos estruturais da economia brasileira, que causamos juros altos, deveriam ter avançado previamente ao movimento<sup>1</sup> e, portanto, a taxa de juros voltaria a subir novamente.

TAYLOR<sup>2</sup> estimou uma função linear em que a taxa de juros norte-americana (Fed Funds rate) seria a reação do hiato do produto (diferença entre o produto real e o produto potencial) e do desvio da inflação registrada em relação à meta de inflação. Isto é, a Regra de Taylor é uma relação linear entre a taxa básica de juros de um país com o hiato do produto e o desvio da inflação em relação a sua meta.

O estudo dessa função avançou e teve suas devidas alterações para cada país onde ocorre o regime de metas. No caso brasileiro, diversos autores adotaram diferentes aspectos para refletir as características específicas do país: distinguiram os preços administrados e os preços não administrados na taxa de inflação como MENDONÇA (2007); adotaram a perspectiva de *forward-looking* para as variáveis de inflação de produto como MINELLA (2002); trataram da inércia da taxa de juros como BARBOSA (2004); determinaram o risco-país como uma variável relevante como MENDONÇA (2005); e outros.

De fato, nota-se que, historicamente, a economia do país sempre foi exposta ao fluxo de capitais e, por consequência, ao câmbio, portanto, entende-se que o cenário externo é relevante para a tomada de decisão dos diretores do Banco Central brasileiro.

Com isso, estimaremos uma regra de Taylor para o caso brasileiro seguindo um modelo onde haverá a taxa de câmbio para refletir o cenário externo da economia e componentes de suavização da taxa de juros, além das variáveis originais propostas por Taylor em 1993. Ou seja, a função de reação estimada, aqui nesse estudo, contemplará

---

<sup>1</sup> Ver Oreiro, J. L. e Basílio, F., Por uma redução permanente da Selic, Jornal Valor Econômico de 29 de novembro de 2011, p.A14.

<sup>2</sup> Taylor, J. B., Discretion versus policy rules, 1993.

como variáveis: os componentes de suavização da taxa básica de juros; o hiato do produto; o desvio da inflação registrada em relação à meta de inflação e; a taxa de câmbio.

Objetivou-se nessa monografia alcançar evidências empíricas de que houve variações na maneira de agir do Banco Central, na gestão do atual presidente da instituição, Alexandre Tombini. Para isso, a seguinte estrutura foi adotada:

1. No capítulo 1, abordou-se uma breve revisão bibliográfica com as principais referências da literatura econômica a respeito do tema da regra de Taylor, juntamente com a apresentação de alguns modelos.
2. O capítulo 2 tratou da origem de dados coletados e da estimação de uma função de reação para o Brasil, a partir de janeiro de 2000, seis meses após a implantação do regime de metas no Brasil até o último dia útil de fevereiro de 2014.
3. Em posse disso, no capítulo 3, aplicou-se o teste de Chow em janeiro de 2011, agosto de 2011 e maio de 2012 na regra de Taylor estimada para verificar a estabilidade nos parâmetros.
4. E, baseado nos resultados obtidos, esperava-se concluir que houve quebra estrutural na função de reação a partir da referida data.

## CAPÍTULO I – A REGRA DE TAYLOR

### I.1 – REGRA DE TAYLOR ORIGINAL

Uma das propostas de *Discretion versus policy rules* de TAYLOR (1993) é a existência de uma relação linear entre a taxa de juros norte-americana com a inflação, com o hiato do produto, com o desvio da inflação em relação a sua meta e com uma taxa real de juros de equilíbrio. Ela pode ser representada da seguinte forma:

$$i_t = \pi_t + r^* + a.(h_t) + b.(\pi_t - \pi^*)$$

tal que:

$i_t$  é Fed Funds Rate;

$h_t$  é o hiato do produto medido em termos percentuais;

$\pi_t$  é taxa de inflação acumulada nos 12 últimos meses;

$\pi^*$  é a meta de inflação;

$r^*$  é a taxa real de juros.

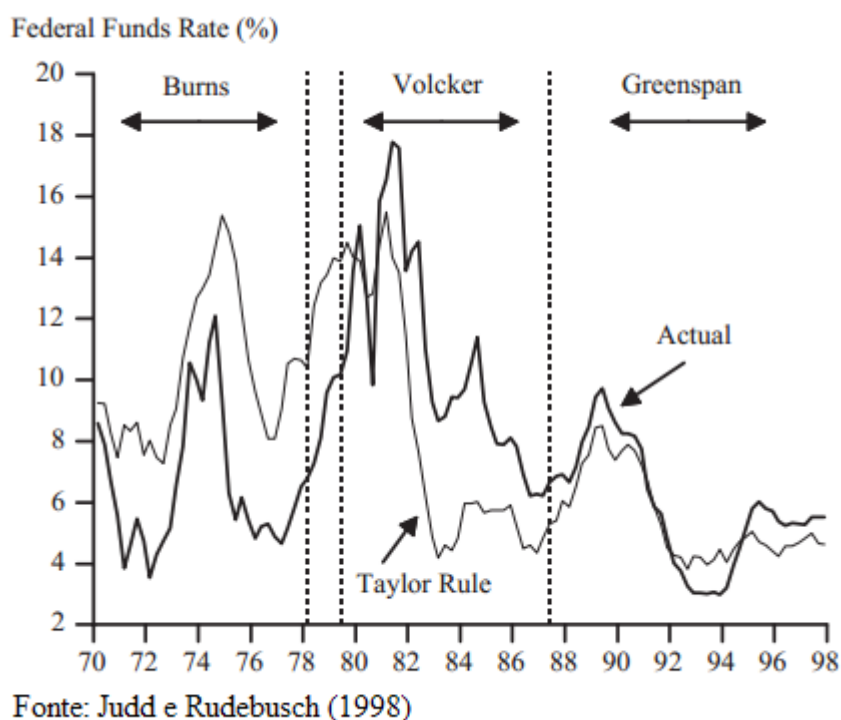
Ou seja, constata-se que as duas primeiras variáveis,  $\pi_t$  e  $r^*$  seriam para o caso da economia estar trabalhando no nível potencial, isto é, o hiato do produto  $h_t$  e o desvio da inflação em relação a sua meta,  $\pi_t - \pi^*$ , serem iguais a zero.

Para o caso norte-americano, Taylor concluiu que os coeficientes  $a$  e  $b$ , pesos dados pela autoridade monetária ao hiato do produto e do desvio da inflação, respectivamente, seriam iguais a 0,5 e a taxa real de juros seria 2%, no período estudado do primeiro trimestre de 1984 ao terceiro trimestre de 1992. Ou seja:

$$i_t = \pi_t + 2 + 0,5y_t + 0,5(\pi_t - 2)$$

Taylor alcançou esses valores de coeficientes de forma arbitrária, mas, apesar disso, outros estudos como em JUDD e RUDEBUSCH (1998) comprovaram que esta função de reação se ajustou de forma bem razoável à política monetária norte-americana, sobretudo no período de 1987 a 1992, início da gestão de Alan Greenspan no Fed. Observe a Figura 1.

**FIGURA 1.**



Note que rearranjando a equação temos o seguinte:

$$i_t = 1,5\pi_t + 0,5y_t + 1$$

O que implica afirmar que o Fed ajusta a taxa de juros dos Fed Funds com uma variação maior do que a variação do desvio da inflação em relação à meta. Isto é, o repasse de cada 1 p.p. que o índice de inflação se sobrepor (retrair) em relação a meta do período será um(a) acréscimo (redução) de 1,5 p.p. na taxa de juros básica da economia, havendo uma variação na taxa de juros reais.

Posteriormente, surgiram estudos e modelos que adotaram novas variáveis explicativas, baseados no modelo de Taylor e com a retomada da discussão acerca da forma de condução da política monetária. No artigo de CLARIDA, GALI, GERTLER de 1999, uma nova perspectiva para os componentes da regra de Taylor original foi apresentada. Neste estudo, os autores estruturaram um modelo que os Bancos Centrais passam a reagir às expectativas futuras da inflação e do hiato do produto (*forward-looking*), ao contrário da versão original, no qual é uma regra do tipo *backward looking*. Além disso, para capturar a relação da taxa de juros com seus valores passados, eles introduziram um componente auto regressivo que é justificado pela maneira suave em que os Bancos Centrais ajustam a taxa de juros, processo conhecido como *interest rate smoothing*. MODENESI (2007), na mesma linha de CLARIDA *et al.* (1999), baseado em trabalhos de GOODFRIEND (1987) e MANKIW e MIRON (1991), que estudaram justamente a questão de suavização da taxa de juros definida pelo Banco Central, destaca que:

*“De fato, as autoridades monetárias se mostram avessas a choques de taxa de juros: desvios da inflação e/ou do PIB com relação às suas respectivas metas, usualmente, não implicam resposta drástica e imediata da autoridade monetária, sendo corrigidos gradualmente.”*

BARBOSA (2004), alinhado com esses trabalhos, também apresentou a suavização dos movimentos de política monetária por parte da autoridade monetária e mencionou duas razões para os Bancos Centrais não ajustarem as taxas de juros através de choques: 1) preocupação com a preservação da saúde do setor financeiro, e; 2) intenção de afetar a taxa de juros de longo prazo.

Podemos concluir que há um consenso entre os economistas que a inflação deve retornar para meta em um prazo razoável e factível, para que os choques de oferta causados pelo movimento na taxa básica de juros da economia não reflitam em movimentos bruscos na trajetória econômica.

Posto isso, a função de reação definida por CLARIDA *et al.* (1999) é a seguinte:

$$i_t = \alpha_1 \cdot i_{t-1} + (1-\alpha_1) \cdot [\alpha_2 + \alpha_3 \cdot y_{t+1}^E + \alpha_4 (\pi_{t+1}^E - \pi^*)]$$

Observe o termo  $\alpha_1.i_{t-1}$ , ele representa o repasse que a taxa básica de juros do período anterior (t-1) impacta na taxa de juros do período t, e  $\alpha_1$  é o grau dessa suavização.

## **I.2 – REGRA DE TAYLOR PARA O CASO BRASILEIRO**

No início de 1999, o Brasil abandonou a âncora cambial. Esse fato contribuiu para o país sofrer abrupta desvalorização em sua moeda, o Real, e forte elevação do índice de inflação. Por conta disso, o Banco Central adotou o regime de metas de inflação<sup>3</sup>, como modelo de política monetária. Esse regime seria o mais adequado para o contexto que se apresentava na economia brasileira conforme o Relatório de Inflação de 30 de junho de 1999, elaborado pelo COPOM, dizia:

*“O regime (de metas de inflação), em processo de adoção, constitui de estratégia mais adequada, no atual contexto, para a manutenção da estabilidade de preços (...)”.*

OREIRO e NEVES (2008) expõem as vantagens e desvantagens desse modelo. Dentre outras, as vantagens são: 1) capacidade de responder aos choques domésticos; 2) o regime de metas de inflação aumenta a credibilidade da autoridade monetária. Esta última fica condicionada a independência política do Banco Central e a transparência ao interagir com os agentes econômicos. Logo, a adoção do regime traria credibilidade ao Banco Central e permitiria estabilizar novamente as variáveis monetárias da economia.

A Figura 2 apresenta as metas de inflação e os respectivos limites, inferior e superior, de um determinado ano.

---

<sup>3</sup> No Regime de Metas de Inflação, a autoridade monetária tem como objetivo principal a estabilidade de preços.

**FIGURA 2.****Histórico de Metas para a Inflação no Brasil**

Ano	Norma	Data	Meta (%)	Banda (p.p.)	Limites Inferior e Superior (%)	Inflação Efetiva (IPCA % a.a.)
1999			8	2	6-10	8,94
2000	Resolução 2.615	30/6/1999	6	2	4-8	5,97
2001			4	2	2-6	7,67
2002	Resolução 2.744	28/6/2000	3,5	2	1,5-5,5	12,53
2003 <sup>1/</sup>	Resolução 2.842	28/6/2001	3,25	2	1,25-5,25	
	Resolução 2.972	27/6/2002	4	2,5	1,5-6,5	9,30
2004 <sup>1/</sup>	Resolução 2.972	27/6/2002	3,75	2,5	1,25-6,25	
	Resolução 3.108	25/6/2003	5,5	2,5	3-8	7,60
2005	Resolução 3.108	25/6/2003	4,5	2,5	2-7	5,69
2006	Resolução 3.210	30/6/2004	4,5	2	2,5-6,5	3,14
2007	Resolução 3.291	23/6/2005	4,5	2	2,5-6,5	4,46
2008	Resolução 3.378	29/6/2006	4,5	2	2,5-6,5	5,90
2009	Resolução 3.463	26/6/2007	4,5	2	2,5-6,5	4,31
2010	Resolução 3.584	1/7/2008	4,5	2	2,5-6,5	5,91
2011	Resolução 3.748	30/6/2009	4,5	2	2,5-6,5	6,50
2012	Resolução 3.880	22/6/2010	4,5	2	2,5-6,5	5,84
2013	Resolução 3.991	30/6/2011	4,5	2	2,5-6,5	5,91
2014	Resolução 4.095	28/6/2012	4,5	2	2,5-6,5	
2015	Resolução 4.237	28/6/2013	4,5	2	2,5-6,5	

<sup>1/</sup> A Carta Aberta, de 21/1/2003, estabeleceu metas ajustadas de 8,5% para 2003 e de 5,5% para 2004.

Fonte: Banco Central do Brasil

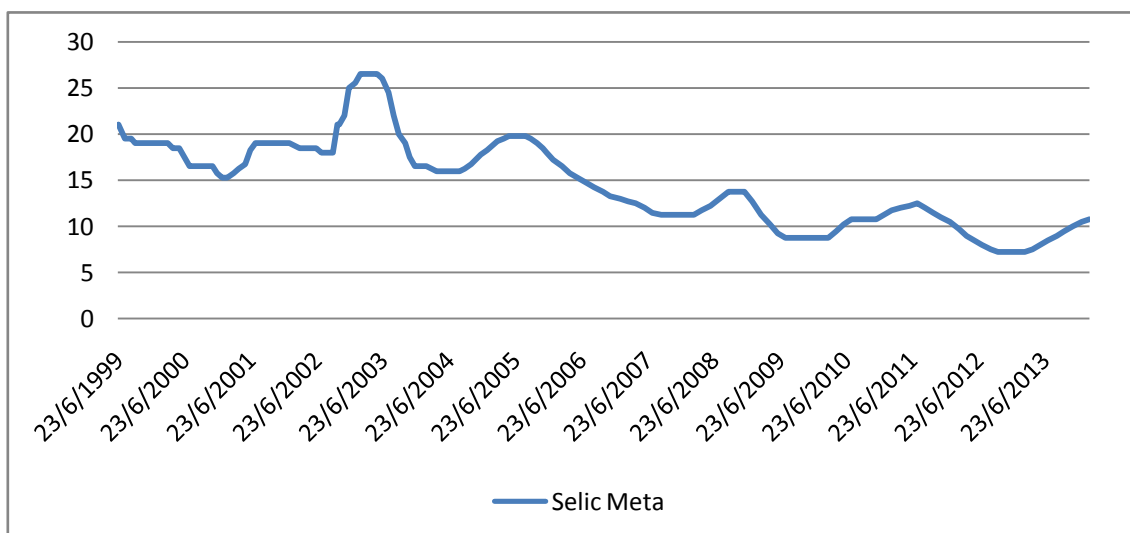
Além disso, a Circular nº 2.900, de 23 de junho de 1999, fixou como instrumento de política monetária a meta para a taxa SELIC, inserindo, de fato, o Brasil no Novo Consenso de Política Monetária. OREIRO e NEVES (2008) afirmaram que:

*“A atual forma de condução da política monetária está inserida no contexto do Novo Consenso Macroeconômico, em que o principal objetivo da política monetária é o controle inflacionário, dado que a inflação é um fenômeno monetário. Desse modo, a taxa de juros é o principal instrumento utilizado pelo banco central para estabilizar a inflação no longo prazo, sendo admitido o seu impacto sobre a demanda agregada no curto prazo”.*

O Gráfico 1, a seguir, ilustra os valores históricos da meta para a taxa SELIC, até dia 26/02/2014.



**GRÁFICO 1. Selic Meta (%)**



Fonte: dados trabalhados com Microsoft Excel

Houve diversos estudos para estimar a função de reação do Banco Central brasileiro. Cabe destacar o estudo de MINELLA *et al.* (2002) que adotou, para o caso brasileiro, o modelo de *forward-looking* proposto por CLARIDA *et al.* (1999); BARBOSA (2004) que apresentou o processo de *interest rate smoothing* para o caso brasileiro; MENDONÇA (2007) que separou a taxa de inflação em dois componentes: taxa de inflação dos preços livres e taxa de inflação dos preços administrados, indicando que o Bacen se comportaria de maneira distinta ao observar separadamente a taxa de inflação; MUINHOS (2004) que introduziu como variável explicativa, a taxa de câmbio ao modelo.

Alguns autores, como MODENESI (2007), que atualizou o estudo da função de reação do Bacen com uma base de observações maior, e como MENDONÇA *et al* (2005), observaram que a taxa básica de juros da economia brasileira apresenta elevada rigidez, isto é, ela se mantém muito alta, mesmo em momentos quando a economia apresentou taxa de inflação abaixo do centro da meta<sup>4</sup>. Em MENDONÇA *et al* (2005), os autores defendem que um dos motivos dessa rigidez seria o consequente aumento da dívida pública provocado pela própria taxa de juros permanecendo em patamares elevados:

<sup>4</sup> A inflação anualizada, medida pelo IPCA, de diversos meses de 2006, de 2007 e de 2009 girou abaixo da meta de 4,5%, sendo que, nesses anos, ela terminou o ano abaixo dessa meta. Em paralelo, a meta da Selic ficou em 13,25% a.a. no ano de 2006 e de 11,25% a.a. no final de 2007. Apenas em 2009 que a meta da Selic girou em taxas de um dígito, quando o COPOM reduziu de 12,75% a.a. em janeiro de 2009 para 8,75% a.a. em julho desse mesmo ano. O Bacen manteve essa taxa até fevereiro de 2010.

*“Uma consequência do aumento da dívida pública provocado por uma taxa de juros elevada é a criação de uma rigidez para a queda da própria taxa de juros, por duas razões básicas: (a) aumento do risco de insolvência do governo – os investidores preferem transferir-se para outros mercados, provocando uma desvalorização cambial, o que por sua vez exerce pressão para uma alta da inflação; e (b) necessidade de aumento da carga tributária – o governo aumenta a alíquota dos impostos ou cria novas contribuições para evitar que a dívida pública entre numa rota explosiva. O resultado desse procedimento é um encarecimento no custo de produção das empresas, que tende a ser repassado para os seus preços.”*

Logo, sob a ótica de MENDONÇA (2005), uma variável que represente o setor externo é levada em conta pelo Bacen para o ajuste da taxa básica de juros. Em seus estudos, concluiu-se que o EMBI+ (índice calculado pelo banco de investimentos J. P. Morgan) tem forte correlação com esse ajuste.

No entanto, essa pesquisa não se propõe a afirmar se há ou não rigidez na taxa básica de juros da economia brasileira. Neste trabalho, notou-se que a Selic pode ser resposta de outras variáveis além das tradicionais propostas por TAYLOR em *Discretion versus policy rules*.

Portanto, a política monetária pode ou não ser mais eficaz, dependendo de como o Banco Central observa as variáveis macroeconômicas e de como ele usa os instrumentos a fim de estabilizar o nível de preços. Isto é, o peso que o Banco Central atribui a cada variável macroeconômica irá refletir se uma variação na taxa Selic, que é o principal instrumento de realizar política monetária, será eficaz para combater a inflação ou não.

## CAPÍTULO II – ESTIMANDO A REGRA DE TAYLOR PARA O CASO BRASILEIRO

### II.1 – O MODELO

Para definirmos a função de reação do Bacen, escolhemos arbitrariamente cinco modelos, representados abaixo. Todos, conforme dito no capítulo anterior, apresentam-se como modelos *backward-looking* e possuem a variável câmbio como variável explicativa.

$$\text{I) } i_t = \alpha_1.i_{t-1} + \alpha_2.(h_t) + \alpha_3.(\pi - \pi^*)_t + \alpha_4.e_t + \alpha_5.i_{ss}$$

$$\text{II) } i_t = \alpha_1.i_{t-1} + \alpha_2.i_{t-2} + \alpha_3.(h_t) + \alpha_4.(\pi - \pi^*)_t + \alpha_5.e_t + \alpha_6.i_{ss}$$

$$\text{III) } i_t = \alpha_1.i_{t-1} + \alpha_2.i_{t-2} + \alpha_3.(h_t) + \alpha_4.(h_{t-1}) + \alpha_5.(\pi - \pi^*)_t + \alpha_6.(\pi - \pi^*)_{t-1} + \alpha_7.e_t + \alpha_8.e_{t-1} + \alpha_9.i_{ss}$$

$$\text{IV) } i_t = \alpha_1.i_{t-1} + \alpha_2.i_{t-2} + \alpha_3.(h_t) + \alpha_4.(h_{t-1}) + \alpha_5.(\pi - \pi^*)_t + \alpha_6.(\pi - \pi^*)_{t-1} + \alpha_7.e_{t-1} + \alpha_8.e_{t-2} + \alpha_9.i_{ss}$$

$$\text{V) } i_t = \alpha_1.i_{t-1} + \alpha_2.i_{t-2} + \alpha_3.(h_{t-1}) + \alpha_4.(\pi - \pi^*)_t + \alpha_5.(\pi - \pi^*)_{t-1} + \alpha_6.e_{t-1} + \alpha_7.e_{t-2} + \alpha_8.i_{ss}$$

onde:

$i_j$  é a taxa SELIC efetiva no período  $j$ , tal que  $j$  pertence ao intervalo a ser estudado;

$\pi_j$  é a taxa de inflação acumulada nos 12 últimos meses em relação a  $j$ ;

$h_j$  é o hiato do produto medido em termos percentuais no período  $j$ ;

$\pi_j^*$  é a meta de inflação no período  $j$ ;

$e_j$  é a variação da taxa de câmbio do último dia útil do período  $j$  em relação a taxa de câmbio do último dia útil do período  $j-1$ ;

$i_{ss}$  é o valor de steady state da Selic no instante  $t$  – ela também será encontrada neste presente trabalho como SELICSS.

Sabe-se que a inflação no Brasil possui componentes *backward-looking* e *forward-looking*, porém os modelos apresentados nessa pesquisa são estritamente *backward-looking*, conforme tratado anteriormente. Essa escolha foi de forma arbitrária, mas poderia ser balizada por alguns fatores que estão presentes na economia brasileira, como, por exemplo, o elevado peso dos produtos de preços administrados na cesta de produtos que compõe o IPCA. Um estudo de ABRITA (2012), utilizando-se de dados da década de 2000, concluiu que os preços administrados foram os principais responsáveis pela variação na inflação brasileira, sobretudo na primeira metade daquela década. Como esses preços possuem alto componente inercial e são usualmente reajustados conforme contrato, o uso da inflação presente é uma boa *proxy* para expectativa da taxa de inflação.

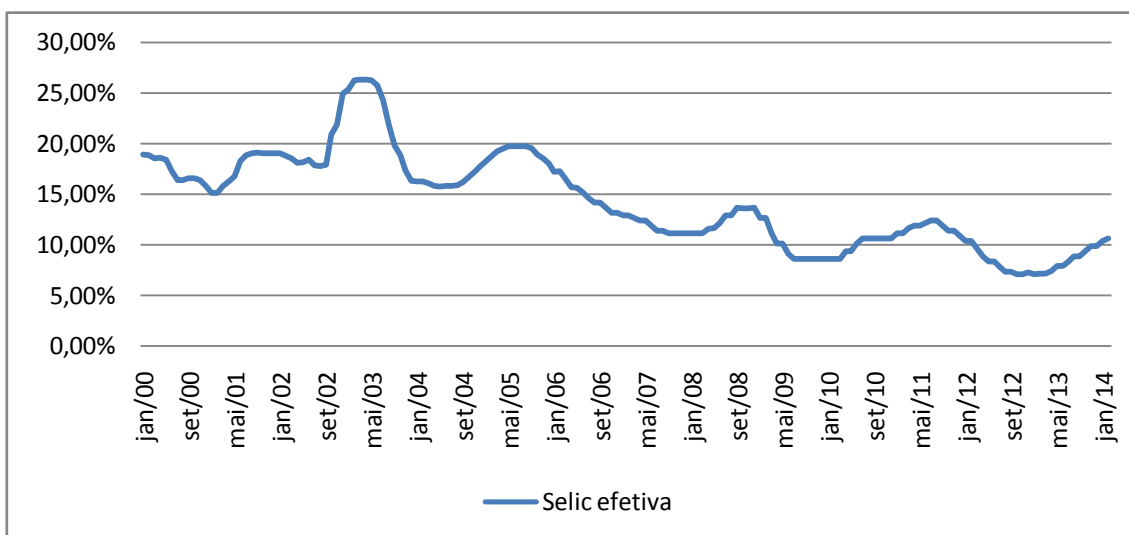
É importante observar que os modelos se diferenciam pela presença ou não de defasagens nas variáveis explicativas da equação.

A taxa de juros ( $i_t$ ) utilizada neste trabalho foi a taxa SELIC efetiva, divulgada pelo Departamento de Mercado Aberto do Bacen (Demab). A taxa de inflação ( $\pi_t$ ) utilizada foi o IPCA colhido no *site* do IBGE, uma vez que ele é o índice que norteia o regime de metas; a meta de inflação de cada período foi coletada no *site* do Bacen (conforme FIGURA.2), mas é importante notar as alterações das metas de inflação para os anos de 2003 e 2004, realizadas através da Carta Aberta, de 21/01/2003, elaborada pela autoridade monetária – foram consideradas estas alterações para o desenvolvimento da pesquisa; para o produto ( $y_t$ ), assim como diversos estudos sobre a função de reação do Banco Central do Brasil, foram utilizados dados da produção industrial com ajuste sazonal (PIM-PF/IBGE), justamente pela recorrência dos dados que é divulgado mensalmente, e para o cálculo do produto potencial ( $yp_t$ ) aplica-se o filtro HP (Hodrick- Prescott) com  $\lambda = 14400$ , uma vez que ele é uma variável não observada e tem periodicidade mensal; o hiato do produto ( $h_t$ ) será dado pela expressão  $100*(y_t/yp_t - 1)$ ; a taxa de câmbio ( $e_t$ ) utilizada foi a variação da taxa de compra R\$/US\$ coletada no

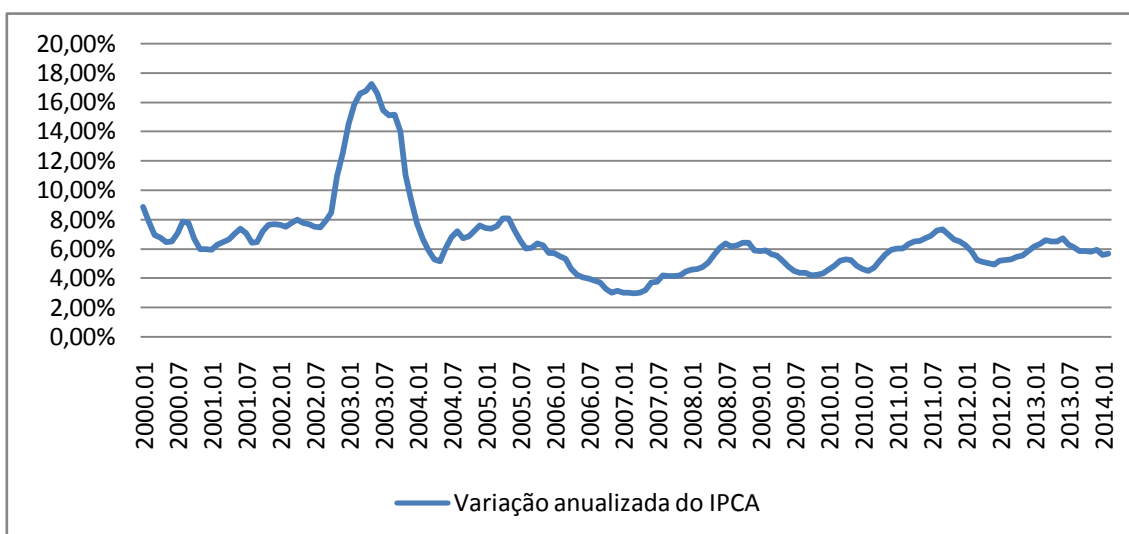
último dia útil no período  $t$ , levando-se em conta a variação de mês a mês, colhida no *site* IPEADATA. A SELICSS ( $i_{ss}$ ) foi calculada através de um filtro HP sobre a soma dos T-Notes de 10 anos americanos com o prêmio de risco indicado pelo EMBI+ pois, em teoria, em uma pequena economia aberta, a taxa de juros em steady state se equivalerá a taxa de juros livre de risco somada com o prêmio de risco. Esses dados foram coletados no IPEADATA.

O período da base de dados é desde janeiro do ano 2000 até o último dia útil de fevereiro de 2014, com periodicidade mensal. Os dados foram trabalhados com Microsoft Excel e, através dele, apresentamos os gráficos que representam essas variáveis:

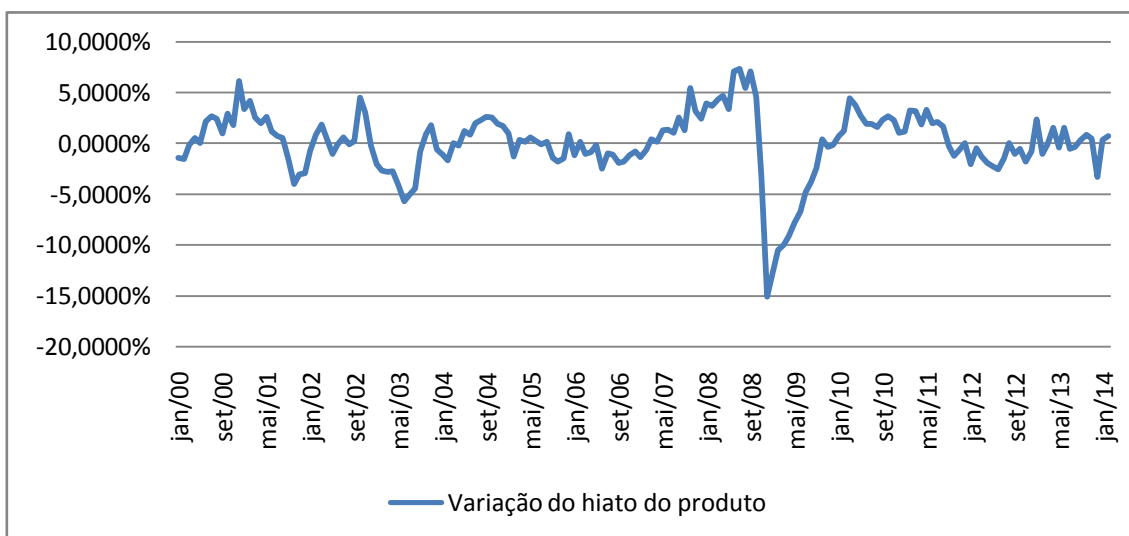
**GRÁFICO 2. Selic Efetiva**



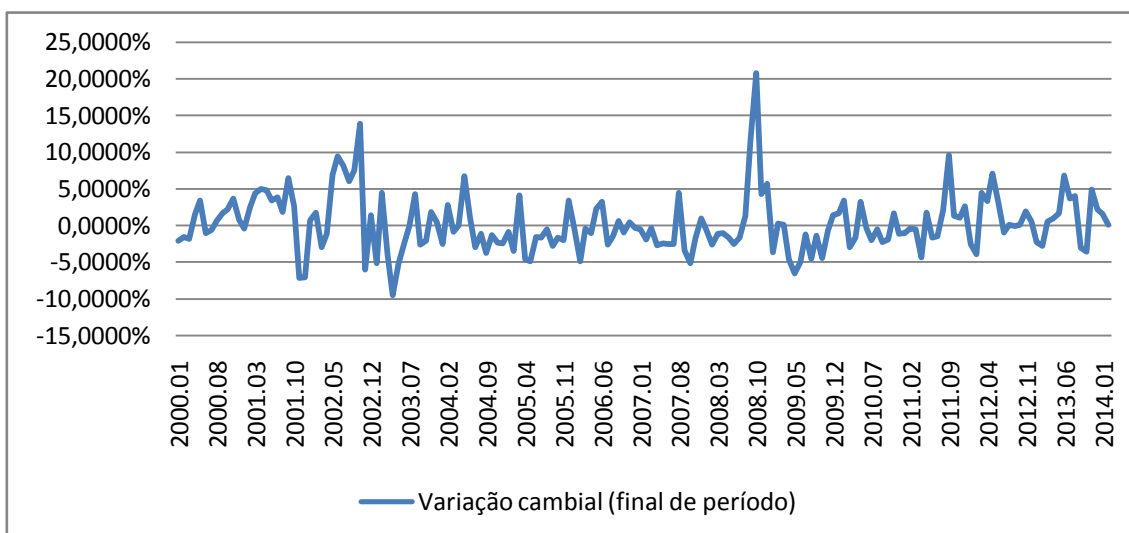
**GRÁFICO 3. Variação anualizada do IPCA**



**GRÁFICO 4. Hiato do produto**



**GRÁFICO 5. Variação cambial (final de período)**



Para fins de cálculos matemáticos, recorreremos ao *software* econométrico EViews8 para, primeiramente, alcançarmos o produto potencial e a Selic de steady state através do filtro HP e, em seguida, para estimarmos os coeficientes da função através do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) no período total em análise. Após isso, ainda usando os recursos do EViews8, realizamos o teste de Chow em algumas datas: 1) no mês em que o atual presidente da autoridade monetária assumiu o cargo, janeiro de 2011; 2) em agosto de 2011, quando houve uma inesperada redução da taxa básica de juros por grande parte dos agentes econômicos; e, 3) em junho de 2012,

quando o IPCA começou a acelerar novamente. Esperou-se que o teste nos indicasse uma quebra na função de reação que o Bacen passou a seguir em sua gestão.

Mas, antes de recorrermos aos *softwares* econométricos para estimarmos os parâmetros dos modelos apresentados acima, é necessário analisar melhor os dados. Uma vez que as variáveis são apresentadas como séries de tempo, elas podem ir de encontro a algumas hipóteses do modelo clássico de regressão linear e, portanto, contra a utilização do MQO.

## **II.2 – ANÁLISE DOS DADOS EM SÉRIES DE TEMPO**

### **II.2.1 - ESTACIONARIEDADE**

O método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) tem como uma de suas hipóteses que a série deve seguir um processo estacionário. GUJARATI (2011)<sup>5</sup> formalizou o conceito de estacionariedade de uma série de tempo:

*“quando suas características (por exemplo, a média, a variância e a covariância) não variam ao longo do tempo. Se esse não for o caso, temos uma série não-estacionária.”*

O processo que for não-estacionário, isto é, possuir raiz unitária, pode apresentar uma relação ilegítima das variáveis independentes com a variável dependente.

Portanto, antes de prosseguirmos com a estimação da função de reação, é necessária a análise da estacionariedade do modelo. Para isso, aplicaremos o teste ADF (sigla em inglês para o teste Dickey-Fuller Aumentado) que é o teste mais usado para tal análise. A hipótese nula ( $H_0$ ) deste teste é a série possuir raiz unitária, ou seja, a série for não-estacionária. No caso de não rejeitarmos esta hipótese, a solução tradicional, para podermos aplicar o MQO, é inserirmos no modelo a 1ª diferença como variável dependente.

---

<sup>5</sup> Gujarati, D. N., Econometria Básica, 5ª Edição, 2011, p.420

A Tabela 1 apresenta os resultados obtidos no teste ADF para as variáveis do modelo. Com as evidências apresentadas nesta tabela, podemos rejeitar  $H_0$  ao nível de 1% para Selic com Constante e Tendência; para Dprod (hiato do produto) com Constante ou Sem constante e Sem tendência; para Varcambio (variação do câmbio) com Constante ou com Constante e Tendência ou Sem constante e Sem Tendência; e, rejeitamos  $H_0$  ao nível de 5% para Dinf (desvio da inflação em relação a sua meta) com Constante ou Sem constante e Sem tendência. Logo, conclui-se que a série é estacionária.

**TABELA 1. Teste de raiz unitária - ADF – Estatísticas**

Variável em nível	Constante	Constante e Tendência	Sem constante e Sem tendência
Selic (i)	-2,29455	-4,159812 ***	-0,982637
Dinf ( $\pi$ )	-3,0381 **	-3,381691 *	-2,143568 **
Dprod (h)	-4,01737 ***	-4,008212 **	-4,02837 ***
Varcambio (e)	-8,64146 ***	-8,61763 ***	-8,646349 ***

\* rejeita-se a hipótese nula ao nível de 10%; \*\* rejeita-se a hipótese nula ao nível de 5%; \*\*\* rejeita-se a hipótese nula ao nível de 1%; foi utilizado o critério de Schwarz (SIC) para determinação das defasagens

Fonte: elaboração própria com auxílio do *software* EViews8

Mas, para complementar o teste ADF e certificarmos que a série, de fato, é estacionária, iremos realizar o teste KPSS (sigla que faz referência aos desenvolvedores do teste: Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin).

Diferentemente do teste ADF, o teste KPSS possui a hipótese nula ( $H_0$ ) de que a série obedece um processo estacionário. Logo, para estimarmos os coeficientes da regressão através do MQO, devemos não rejeitar  $H_0$ . A Tabela 2, a seguir, apresenta os resultados do teste para as variáveis do modelo.

**TABELA 2. Teste de raiz unitária - KPSS – Estatísticas**

Variável em nível	Constante	Constante e Tendência
Selic (i)	1,360417	0,120346
Dinf ( $\pi$ )	0,278403	0,130736
Dprod (h)	0,026496	0,026113
Varcambio (e)	0,136217	0,121772
Estatística-LM ao nível de 5%	0,463000	0,146000

Fonte: elaboração própria com auxílio do *software* EViews8



O teste KPSS serviu para corroborar nossa conclusão obtida através do teste ADF. Observe que as estatísticas de teste de cada variável são inferiores ao valor crítico da estatística de teste (Estatística-LM) ao nível de 5% considerando a equação de teste com constante e com tendência. Portanto, não podemos rejeitar  $H_0$ , concluindo que a série é estacionária.

## II.2.2 – AUTOCORRELAÇÃO

Outro problema, comumente encontrado em séries de tempo é a autocorrelação (autocorrelação temporal). O método de MQO, assim como no caso de estacionariedade, supõe que não há autocorrelação nos resíduos da série. Logo, no caso da presença de autocorrelação e ao usarmos o MQO sem aplicar as devidas correções, as estatísticas de teste podem nos fornecer conclusões erradas a respeito do modelo.

Denomina-se autocorrelação temporal quando ocorre correlação entre os integrantes da série de tempo, em particular nos resíduos. Isto é:

$$E(u_i u_j) \neq 0 \quad \text{para } i \neq j$$

caminhando de encontro a hipótese do modelo clássico de que:

$$E(u_i u_j) = 0 \quad \text{para } i \neq j$$

De acordo com GUJARATI (2011), há diversas maneiras de observarmos a presença da autocorrelação na série estudada: visualização gráfica; teste de Durbin-Watson; teste Breusch-Godfrey (também conhecido como teste LM ou teste BG); e, outros. No entanto, não há nenhum teste considerado o mais confiável para tal designação, cabendo ao pesquisador optar por algum destes.

Para fins dessa pesquisa, utilizaremos o teste de LM. Esse teste adota que o resíduo da regressão original segue um processo auto-regressivo de ordem  $p$  do tipo:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \rho_3 u_{t-3} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t$$

onde  $\varepsilon_t$  é resíduo que obedece os pressupostos do modelo clássico. E a hipótese nula a ser testada ( $H_0$ ) é que a regressão original não apresenta autocorrelação. No caso de amostras grandes:

$$(n - p).R^2 \sim \chi_p^2$$

ou seja, a estatística  $(n - p).R^2$  segue uma distribuição de qui-quadrado com  $p$  graus de liberdade. Logo, rejeitamos  $H_0$  se a estatística de teste for superior ao valor crítico do qui-quadrado ao nível de significância escolhido e, portanto, a regressão terá autocorrelação. A Tabela 3 demonstra os resultados dos modelos estudados, após a estimação através do MQO habitual.

**TABELA 3. Teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey (Teste LM)**

	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV	Modelo V
Defasagens	2	2	2	2	2
Estatística-F	3,470213	6,435936	5,297933	5,453203	5,488239
Probabilidade (F)	0,0000	0,0020	0,0059	0,0051	0,0049
Obs*R <sup>2</sup>	5,037729	1,214652	1,034927	1,067152	1,068043
Prob Qui-Quadrado	0,0000	0,0023	0,0057	0,0048	0,0048

O teste de Breusch-Godfrey se baseia no princípio do multiplicador de Lagrange

Fonte: elaboração própria com auxílio do *software* EViews8

O teste LM rejeita a hipótese nula em todos os modelos analisados ao nível de significância de 5%, nos indicando que há autocorrelação. Logo, não podemos prosseguir com o modelo MQO habitual e utilizar as variâncias dos parâmetros estimados através dele, pois apesar dele continuar sendo um estimador não tendencioso e linear, sua variância provavelmente não será a menor entre todos os estimadores lineares e não-tendenciosos, deixando de ser MELNT (Melhor Estimador Linear Não Tendencioso). Assim, muito possivelmente, os resultados subestimarão as estatísticas de teste, influenciando-nos com conclusões precipitadas.

GUJARATI (2011) apresenta uma solução desenvolvida por Newey e West na qual os erros-padrão dos coeficientes são corrigidos. Esse procedimento, também chamado de método HAC (sigla em inglês), possui cálculos matemáticos muito sofisticados e mais uma vez o EViews8 nos auxiliará com as estimações. Os resultados estão indicados na Tabela 4.

**TABELA 4. Estimação dos parâmetros das regras monetárias através do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) - corrigidos pelo método HAC**

	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV	Modelo V
$i_{t-1}$	0,973512*** 0,015043	1,447729*** 0,162195	1,441681*** 0,102627	1,445249*** 0,114450	1,435432*** 0,110809
$i_{t-2}$		-0,471160*** 0,162202	-0,462585*** 0,102635	-0,463522*** 0,113154	-0,456152*** 0,107907
$h_t$	0,066375*** 0,018146	0,042652*** 0,011570	0,018105 0,028781	0,031734 0,024802	-
$h_{t-1}$	-	-	0,018310 0,027757	0,016227 0,019651	0,042606*** 0,008350
$(\pi - \pi^*)_t$	0,091577 0,094237	0,046898 0,061607	0,242038*** 0,070531	0,172815*** 0,045932	0,176538*** 0,049438
$(\pi - \pi^*)_{t-1}$	-	-	-0,210534*** 0,060984	-0,144287** 0,055656	-0,151268*** 0,054724
$e_t$	0,011808 0,010859	0,012204 0,016621	0,021400 0,021385	-	-
$e_{t-1}$	-	-	-0,020730* 0,011703	-0,027880*** 0,009368	-0,029622*** 0,009830
$e_{t-2}$	-	-	-	0,041715*** 0,014729	0,038927*** 0,013424
$i_{ss}$	0,016362 0,025118	0,023136 0,017186	0,022694 0,016327	0,018976 0,014022	0,023605 0,014856
SIC	-7,419276	-7,670946	-7,67512	-7,750221	-7,765858
R <sup>2</sup> ajust.	0,985794	0,989218	0,99001	0,990733	0,990655

\*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \* Significativo a 10%

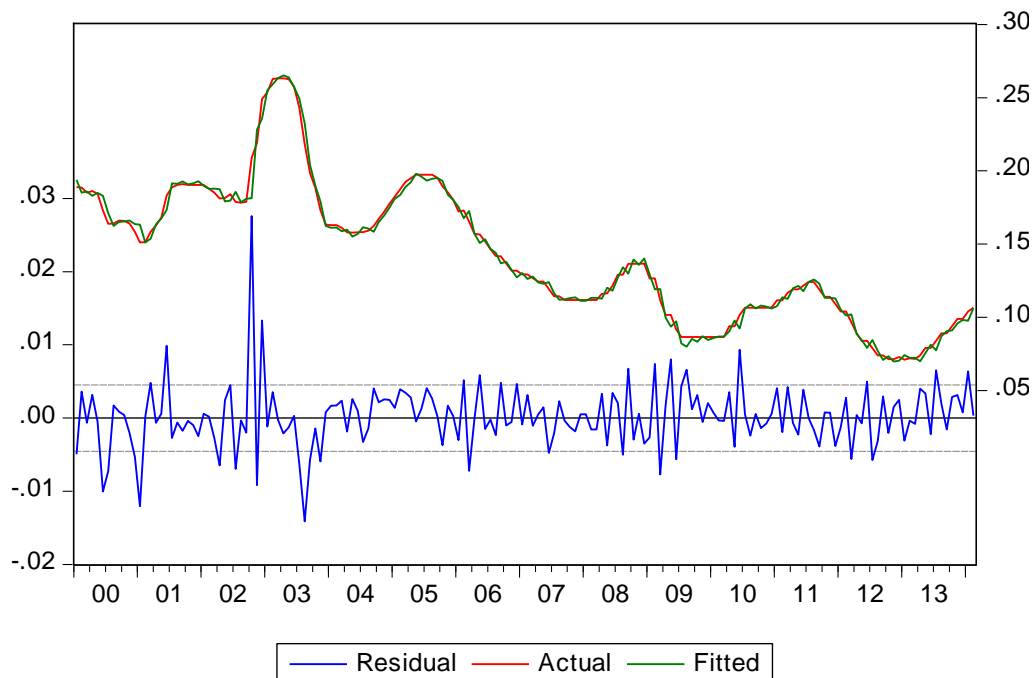
O método Newey-West (HAC) foi utilizado para corrigir as variâncias dos parâmetros estimados, e foi adotado o critério de Schwarz (SIC) para realização dele.

Fonte: *software EViews8*

Nota-se que os resultados indicam que o modelo V possui o menor SIC (Critério de Informação de Schwarz), de - 7,765858. Logo, este modelo seria aquele que melhor representaria a relação entre as variáveis dentre os modelos analisados. Além disso, ele apresentou um elevado R<sup>2</sup> de 0,990655 e os coeficientes das variáveis  $i_{t-1}$ ,  $i_{t-2}$ ,  $h_{t-1}$ ,  $(\pi - \pi^*)_t$ ,  $(\pi - \pi^*)_{t-1}$ ,  $e_{t-1}$ ,  $e_{t-2}$  são significantes a 1%, porém o coeficiente da variável  $i_{ss}$  não é estatisticamente significantes ao nível de 5%. Portanto, adotaremos o modelo V para prosseguirmos com a pesquisa. Para melhor visualização, segue ele, a seguir, com os parâmetros aproximados:

$$i_t = 1,4354.i_{t-1} - 0,4562.i_{t-2} + 0,0426.(h_{t-1}) + 0,1765.(\pi - \pi^*)_t - 0,1513.(\pi - \pi^*)_{t-1} - 0,0296.e_{t-1} + 0,0389.e_{t-2} + 0,0236.i_{ss}$$

**FIGURA 3.**



A Figura 3 nos mostra como o modelo se enquadra razoavelmente bem quando comparamos a Selic observada com a Selic estimada pelo modelo V.

Não é escopo desse trabalho, analisarmos os sinais e os valores dos coeficientes do modelo e se eles estão de acordo com a teoria econômica. No entanto, podemos realizar um comentário a respeito disso e apresentarmos uma apresentação dos impactos.

Podemos notar um coeficiente elevado para  $i_{t-1}$  (1,4354) indicando alto grau de suavização e de impacto que a taxa de juros do período anterior realiza sobre o taxa de juros do período presente. Um dado interessante, também, são os coeficientes do desvio de inflação em relação a sua meta, tanto no período presente como para o período anterior, onde o primeiro parâmetro possui sinal positivo (0,1765) e o segundo possui sinal negativo (-0,1513) e com valores próximos, indicando uma possível relação da taxa básica de juros com aproximadamente a 1ª diferença do desvio de inflação, isto é  $0,1765.[(\pi - \pi^*)_t - 0,8569.(\pi - \pi^*)_{t-1}]$ . Em relação à taxa de câmbio, a regressão indica que, no período estudado, a taxa SELIC diminui quando o câmbio do período

imediatamente anterior deprecia, no entanto, no período t-2, o repasse dessa depreciação no câmbio sobre a SELIC é positivo. Logo, em relação ao reflexo da política cambial sobre a política monetária, não podemos retirar muitas conclusões através da observação dos coeficientes desse modelo. É válido, então, observarmos a resposta através de um impulso, como, por exemplo, qual o impacto na taxa básica de juros após um choque na variável câmbio. Para isso, no entanto, devemos analisar os dados através de um modelo VAR (sigla em inglês para modelo Auto-Regressivo Vetorial) e estudar os resultados através da função impulso-resposta. O VAR nada mais é do que um modelo vetorial onde as variáveis têm componentes auto-regressivos e estes são estimados através de um MQO habitual, veja o exemplo da variável câmbio no instante t, ela pode ser escrita da seguinte forma:

$$e_t = \beta_1.e_{t-1} + \beta_2.e_{t-2} + \dots + \beta_p.e_{t-p} + \varepsilon_t = \varepsilon_t + \sum_{k=1}^p \beta_k \cdot e_{t-k}$$

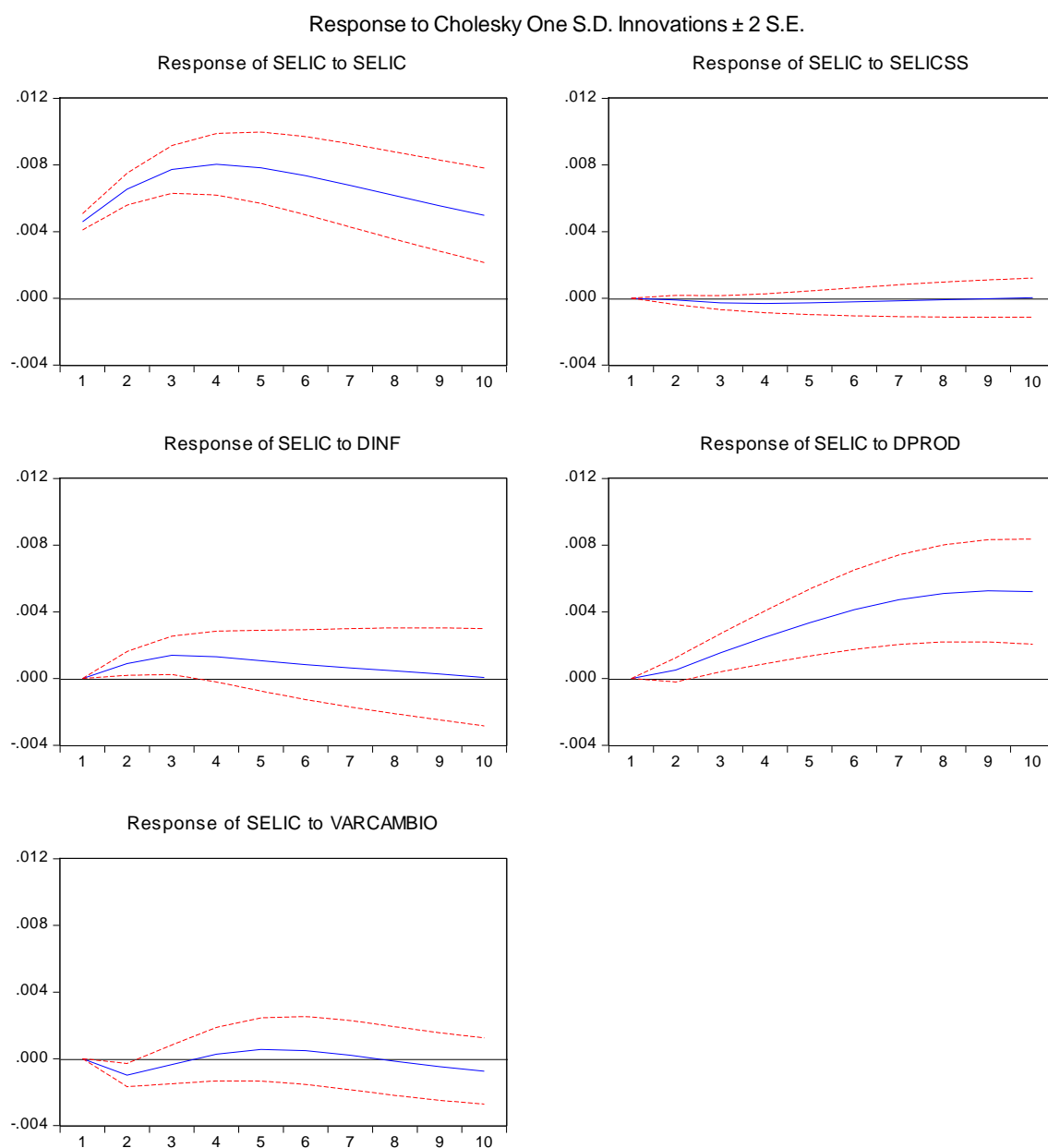
onde k seria a defasagem ótima e representa a ordem do modelo VAR e  $\varepsilon_t$  é resíduo que obedece os pressupostos do modelo clássico.

Para fins dessa análise, recorreu-se novamente ao software EvIEWS8, através dele definimos qual a defasagem ótima para o VAR de k=2, indicado pelo critério SIC (Critério de Schwarz), e traçamos o gráfico da função impulso-resposta para 10 períodos.

A Figura 4, em seguida, nos demonstra como a SELIC responde a variações nas variáveis SELIC (taxa básica de juros), SELICSS (taxa de juros em steady state), DINF (desvio da inflação em relação a sua meta), DPROD (hiato do produto) e VARCAMBIO (variação do câmbio). O primeiro quadro nos mostra o quanto a SELIC do período presente é impactada pela movimentação da SELIC em períodos anteriores e como ele perdura ao longo do tempo, o que comprova nossa conclusão através do modelo estimado anteriormente, enquanto o segundo quadro demonstra o impacto quase nulo de choque na SELICSS. O terceiro quadro nos mostra que um choque positivo na inflação terá como consequência uma elevação na taxa básica de juros. O mesmo vale para o quarto quadro, onde um choque positivo no hiato do produto, também reflete uma variação positiva na SELIC, mas nesse caso, o impacto se perdura por um período mais longo. No último quadro, uma variação positiva no câmbio (leia-se desvalorização cambial) impacta uma redução da taxa básica de juros em um curto espaço de tempo,

mas logo após esse período, a desvalorização cambial irá impactar em uma elevação da SELIC. A Figura 4 também nos mostra como as variáveis SELIC e hiato do produto tem forte relevância e reflexo na decisão do Bacen ajustar a taxa básica de juros e o quanto ajustar. Além disso, os choques nessas variáveis tem reflexos por períodos de tempo mais duradouros, enquanto o desvio da inflação e a variação no câmbio tem impactos menores e de curto prazo que são diluídos rapidamente ao longo do tempo.

**FIGURA 4.**



Fonte: *software Eviews8*

## **CAPÍTULO III – TESTANDO A OCORRÊNCIA DE QUEBRA ESTRUTURAL APÓS JANEIRO DE 2011**

### **III.1 – O DEBATE APÓS 2011**

Sabe-se que o combate à inflação com elevação da taxa nominal de juros, elevando a taxa real de juros, impacta negativamente no produto e, portanto, positivamente na taxa de desemprego. O debate que ocorreu poucos meses após o atual presidente do Banco Central, Alexandre Tombini, assumir o cargo, era se a autarquia estava atuando de forma independente e totalmente transparente ao observar as variáveis macroeconômicas e ao combater à inflação. Essa discussão surgiu após um coincidente movimento do Bacen em reduzir em 0,5 p.p. a meta da taxa SELIC em setembro de 2011 (quando a inflação estava em 7,3% a.a., acima da margem superior de 6,5%) com um discurso da atual Presidente da República Dilma Rousseff, dias antes, que, ao informar que o governo iria aumentar a meta do superávit primário, solicitou ao Bacen que, portanto, reduzisse a taxa básica de juros.

Alexandre Tombini sempre desmentiu essas afirmações e, em entrevista ao programa Conta-Corrente Especial do canal de TV por assinatura Globo News do dia 09 de setembro de 2011, afirmou que o “Banco Central continua operando com autonomia operacional, ou seja, nossas políticas são definidas com base no nosso exame da situação econômica do Brasil”. Além disso, no Relatório de Inflação de Setembro de 2011 emitido pelo Banco Central, estava explícito em seu Sumário Executivo: “O cenário econômico global apresentou substancial deterioração desde o último Relatório de Inflação. (...) O ambiente econômico internacional mais restritivo tende a permanecer por um período mais prolongado do que se antecipava e apresenta viés desinflacionário para economia mundial bem como para economia doméstica.”, contudo complementa

que, no Brasil, o ritmo da atividade continuará sendo favorecida pela demanda interna, sobretudo pelo vigor do mercado de trabalho e pela expansão do crédito.

**GRÁFICO 6. IPCA x Selic Real Efetiva**



Fonte: dados trabalhados em Excel

O Gráfico 5 traça um comparativo entre o movimento da taxa real de juros com o movimento do IPCA. Note que o movimento de redução da taxa Selic (taxa nominal de juros) de setembro de 2011, mesmo que considerado por alguns analistas e economistas demasiadamente abrupto, a ponto de reduzir a taxa real de juros, não contribuiu para que a inflação acelerasse. A deterioração que o cenário externo aparentava com a crise da zona do Euro próxima a atingir grandes economias como Itália e França estava contribuindo para um arrefecimento da economia doméstica. Poderia ser um momento oportuno para sairmos do posto de país com maior taxa real de juros do mundo. OREIRO e BASILIO, em artigo para o Jornal Valor Econômico de 29 de novembro de 2011, tratam as causas estruturais dos juros altos no Brasil. Os autores as apresentam como: 1) elevado grau de inércia inflacionária; 2) baixa eficácia da política monetária devido à existência de títulos da dívida pública indexados à taxa básica de juros; 3) uso inadequado de política fiscal e política monetária em conjunto; 4) rigidez excessiva do regime de metas de inflação; 5) fragilidade financeira do Estado



brasileiro devido ao reduzido prazo de maturidade da dívida pública. O texto ainda defende que a redução da taxa SELIC realizada nesse período era apenas temporária, principalmente porque a economia brasileira não havia avançado em pontos como o elevado grau de inércia inflacionária e o uso em conjunto de políticas econômicas que por um lado expandia a economia e, por outro, retraía a economia. Desse modo, não parecia crível que o movimento de redução dos juros seria permanente. Isso se confirma quando o IPCA volta a acelerar e obriga ao Bacen a elevar a meta da taxa SELIC a partir de abril de 2013 e, em consequência, a taxa real de juros, para que a taxa de inflação não supere 6,5% a.a. no final de 2013.

O que de fato ocorreu foi que, realmente, a inflação no final de cada ano da gestão Tombini no Bacen, 2011, 2012, 2013 não ultrapassou a banda superior de 6,5% a.a. No entanto, também neste período, o IPCA anualizado de cada mês nunca atingiu o centro da meta de 4,5% a.a.

Baseado nessas observações, conclui-se que o Bacen está mais tolerante à inflação. Para comprovar este fato, buscamos alcançar evidências empíricas no modelo da função de reação do Banco Central através da investigação de quebra estrutural. O resultado dessa investigação pode levar a indícios de que o Bacen passou a atuar de forma política e não técnica ao realizar Política Monetária.

### **III.2 – O TESTE DE CHOW**

Nomeia-se como quebra estrutural de uma regressão quando os coeficientes dos regressandos ou a constante da regressão se alteram após uma determinada data, no caso de séries de tempo.

O teste de Chow é um dos inúmeros testes que verificam a possibilidade de uma quebra estrutural em uma regressão. Ele verifica a regressão como um todo e necessita que o pesquisador conheça a data de quebra previamente, o que contribui para não ser o mais adequado em diversos tipos de pesquisa. No entanto, este trabalho tenta verificar uma mudança nos parâmetros da regressão em determinadas datas já comentadas anteriormente, portanto há condições para a aplicabilidade do teste.

A mecânica do teste segue alguns passos: primeiramente, encontra a Soma dos Quadrados dos Resíduos na regressão estimada para o período total ( $SQR_R$ ), no caso deste estudo, será o modelo V. Após isso, divide-se a base de dados estudada em duas, justamente no período determinado pelo pesquisador e estimam-se duas regressões, uma para cada período, encontrando  $SQR_1$  (em relação ao 1º período) e  $SQR_2$  (em relação ao 2º período). Considerando as duas sub-amostras independentes, pode-se somar  $SQR_1$  e  $SQR_2$  e chama-se esse resultado ( $SQR_1 + SQR_2$ ) de  $SQR_{SR}$ . A ideia de Chow era que, se há estabilidade nos parâmetros da regressão original,  $SQR_R$  e  $SQR_{SR}$  não deveriam ser estatisticamente diferentes, ou seja:

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{SR})/k}{(SQR_{SR})/(n_1 + n_2 - k)} \sim F_{[k, n_1 + n_2 - k]}$$

O teste de Chow tem como hipótese nula ( $H_0$ ) a estabilidade dos parâmetros. Logo, não devemos rejeitar  $H_0$  se a estatística-F calculada não superar aquela tabelada ao nível desejado de significância. Segue a Tabela 5 onde é apresentado o resultado do referido teste com data de quebra em janeiro de 2011 (2011M01):

**TABELA 5. Teste de Chow para quebra estrutural em janeiro de 2011**  
 Chow Breakpoint Test: 2011M01  
 Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints  
 Equation Sample: 2000M01 2014M02

F-statistic	0,648824	Prob. F(7,156)	0,7356
Log likelihood ratio	5,635430	Prob. Chi-Square(7)	0,6880

Fonte: EViews8

O software econométrico EViews8 nos entrega a probabilidade (p-valor) da estatística F calculada para o nosso modelo de 73,56% – muito maior que o nível de significância de 5%. Não podemos rejeitar  $H_0$ , o que nos leva a crer que não houve mudança na maneira do Bacen responder à inflação com elevação/redução de juros, nessa data de corte.

**TABELA 6. Teste de Chow para quebra estrutural em agosto de 2011**

Chow Breakpoint Test: 2011M08

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 2000M01 2014M02

F-statistic	0,620886	Prob. F(7,156)	0,7594
Log likelihood ratio	5,396581	Prob. Chi-Square(7)	0,7145

Fonte: EViews8

Nesse caso, obtivemos a probabilidade (p-valor) da estatística F de 75,94%. Logo, não podemos rejeitar  $H_0$ , o que nos leva a crer que não houve quebra estrutural do nosso modelo na data de corte de agosto de 2011.

**TABELA 7. Teste de Chow para quebra estrutural em maio de 2012**

Chow Breakpoint Test: 2012M05

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Equation Sample: 2000M01 2014M02

F-statistic	0,944996	Prob. F(7,156)	0,4814
Log likelihood ratio	8,147044	Prob. Chi-Square(7)	0,4192

Fonte: EViews8

Para complementar, analisamos na data de corte de maio de 2012. Nesse caso, obtivemos p-valor da estatística F de 48,14%. Apesar de considerável redução em comparação com os testes anteriores, ainda não podemos rejeitar  $H_0$ . Portanto, não podemos afirmar que houve mudança na maneira do Bacen responder à inflação com elevação/redução de juros, nessa data de corte.

## **CAPÍTULO IV – CONSIDERAÇÕES FINAIS**

O resultado apresentado no final do capítulo anterior não nos permite rejeitar  $H_0$  do teste de Chow, indo de encontro com nossas conclusões através de observações dos fatos e, portanto, indo de encontro às nossas expectativas de que a função de reação utilizada pelo Bacen apresentaria instabilidade em seus parâmetros após a posse de Alexandre Tombini na presidência do Banco Central.

Esse resultado pode ser consequência da pequena quantidade de observações no período da atual gestão do Bacen, que serve de base para realização do teste de Chow. Conforme dito anteriormente, o teste de Chow divide a amostra em duas sub-amostras na data de corte e estima os parâmetros para cada regressão separadamente.

No entanto, sabe-se que o Banco Central utiliza-se de outras equações e variáveis para determinação da taxa básica de juros da economia, conforme os relatórios de inflação, divulgados por ele trimestralmente, relatam. Portanto, o uso de um modelo econômico completo com Curva de Demanda, Curva de Phillips e Função de Reação para análise da Política Monetária poderia nos fornecer o resultado que esperávamos e, assim, obter indícios de que a Política Monetária realizada pela atual gestão do Bacen tem sido influenciada politicamente.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRITA, M. B. Inflação brasileira pós-regime de metas de inflação: uma investigação acerca de suas causas e políticas de controle. 2012. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Estadual de Maringá, Paraná, 2012.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Carta Aberta ao Ministro de Estado da Fazenda. Disponível em: <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)> Acesso em 16 de junho de 2014.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Circular n. 2.900, de 23 de junho de 1999. Disponível em: <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)> Acesso em 16 de junho de 2014.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatórios de Inflação, 1999-2014. Disponível em: <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)> Acesso em 16 de junho de 2014.

BARBOSA, F. H. A inércia da taxa de juros na política monetária. Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, 2004. Ensaio Econômico n.534.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, v. XXXVII, p. 1.661-1.707, 1999.

GOODFRIEND, M. Interest rate smoothing and price level trend-stationary. *Journal of Monetary Economics*, v. 19, p. 335-348, 1987.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D.C. *Econometria Básica*, 5. ed. Porto Alegre: Amgh, 2011.

JUDD, J. P.; RUDEBUSCH, G. D. Taylor's rule and the Fed: 1970-1997. Federal Reserve Bank of San Francisco. *Economic Review* 98-03, p. 3-16, 1998.

MANKIW, N. G.; MIRON, J. A. Should the FED smooth interest rates? The case of seasonal monetary policy. *Carnegie- Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 34, p. 41-70, 1991.

MENDONÇA, H. F. Metas de inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. *Revista de Economia Política*, v. 27, p. 431-451, 2007.

MENDONÇA, H. F.; DEZORDI, L. L.; CURADO, M. L. A determinação da taxa de juros em uma economia sob metas para inflação: o caso brasileiro. *Revista Indicadores Econômicos FEE*, v. 33, n. 3, p. 97-110, 2005.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. Banco Central do Brasil, 2002. Texto para Discussão 53.

MODENESI, A. M. Convenção e rigidez na política monetária: uma estimativa da função de reação do BCB. Instituto de Pesquisa de Economia Aplicada, 2007. Texto para Discussão 1.351.

MOREIRA, R. R.; MONTE, E. Z. Análise econômica por modelos multi e univariados: aplicação ao processo de determinação da meta de taxa básica de juros brasileira. *Pesquisa & Debate*, v. 23, n. 2, p. 247-267, 2012.

MUINHOS, M. K. Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil. *Estudos Econômicos*, v. 34, n. 2, p. 269-296, 2004.

OREIRO, J. L.; BASILIO, F. A. C. Por uma redução permanente da Selic. *Jornal Valor Econômico*, 29 de novembro de 2011, p. A14, 2011.

OREIRO, J. L.; NEVES, A. L. O regime de metas de inflação: uma abordagem teórica. *Ensaio FEE*, v.29, n.1, p.101-132, 2008.

PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA – SUBCHEFIA PARA ASSUNTOS JURÍDICOS. Decreto n. 3.088, de 21 de junho de 1999. Disponível em <[www.planalto.gov.br](http://www.planalto.gov.br)> Acesso em 16 de junho de 2014.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, p. 195-214, 1993.